

## 아파트 실거래가와 거래량이 시세에 미치는 영향\*

### The Impact of Real Transaction Price and Transaction Volume on the Surveyed Market Price

최 성 호 (Choi, Seongho)\*\*

김 진 유 (Kim, Jinyoo)\*\*\*

#### < Abstract >

Since real transaction price was announced in January 2006, there have been many studies on the price and relationship with surveyed market price (Sise). The previous researches had provided productive empirical results such as Sise price index smoothing, relationship between price and transaction volume, and causality between two price indices. However, they have limitations in explaining Sise adjustment process reflected by real transaction price and transaction volume. This paper investigates the Sise adjustment process by partial adjustment model. The results are summarized as follows: First, 19.2% of Sise is explained by real transaction price over the last 68 months (from January 2006 to September 2011). Second, the more price gap, the faster adjustment. Sise is adjusted to the real transaction price by 0.087% on the 1% change of the previous month price gap. Third, the higher transaction volume encourages the adjustment process by 0.098% on 1% volume change. The results imply that Sise should be carefully interpreted with price gap and transaction volume, especially during a bust period when transaction volume is squeezed. In addition, reflection rate of real transaction price to Sise is inelastic, so it's necessary to decrease the price gap in order to increase the reliability of Sise.

주 제 어 : 시세, 실거래가, 거래량, 아파트시장, 부분조정모형

Keywords : Surveyed Market Price (Sise), Real Transaction Price, Transaction Volume, Apartment Market, Partial Adjustment Model

\* 이 논문은 2011년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단 중견연구자지원사업(No.2011-0028094)의 지원을 받아 수행되었습니다.

\*\* 코리아크레딧뷰 전문연구원 nostrirei@gmail.com (주저자)

\*\*\* 경기대학교 도시·교통공학과 조교수 jinyookim@kgu.ac.kr (교신저자)

## I. 서론

아파트실거래가 자료가 축적되면서 기존에 시장 가격 지표로 사용되어 왔던 시세와 실거래가 간의 관계에 대한 연구가 활발히 이루어지고 있다. 특히, 주택정책수립의 중요한 근거로 사용하던 시세와 시세지수의 역할을 실거래가와 실거래가지수가 상당부분 대체할 수 있는 상황으로 변하고 있으며, 이는 시장상황을 판단함에 있어 실거래가는 시세와 다른 측면이 있다는 기존 연구들의 결과에 상당부분 기인하고 있다. 시세보다 실거래가가 선행한다든지(이창무외, 2005; 이용만 외, 2008), 시세보다 실거래가의 변동폭이 더 크기 때문에 시세는 평활화된 상태로서 시장의 변화상황을 과소평가한다는 연구들(Clayton et al., 2001; 이용만 외, 2008)이 그 예이다.

그러나 아직 실거래가 자료의 시계열이 짧고 자료 수집도 쉽지 않아 시세 및 실거래가의 관계에 대한 검증이 충분히 이루어지지 못하였다. 또한 거래량과 시세와의 관계에 대해서도 연구가 이루어지고 있으나, 여전히 선행관계에 초점을 맞추고 있어 관계의 강도나 영향력의 크기 등 구체적인 성격에 대해서는 연구가 미흡하다. 예를 들어, 거래량이 시세에 선행한다면 거래량의 변화가 시세에 어느 정도 영향을 미치는지도 매우 중요하며, 그들 간 시차에 따른 영향력의 차이도 중요하다. 그러나 아직 이러한 부분이 충분히 검증되지 못하여 시세와 거래량의 선행관계에 대해서는 일치된 견해가 도출되지 못하였다. (허윤경외, 2008; 방송희 외, 2009)

시세는 부동산중개업소가 제시하는 해당 아파트의 예상 거래가격으로 실제 거래가 이루어지지 않아도 지속적으로 수집되고 있다. 시세는 최초

거래가를 제시하는 당사자가 아파트 소유자이므로 실제 거래 가능한 금액보다는 높은 수준에서 가격을 제시할 가능성이 있다. 그러나 시장참여자가 정보를 합리적으로 반영한다면 시세는 실거래가와 일정한 관계를 가질 것이다. 이 과정에서 시세와 실거래가의 시차(time-lag)와 실거래량은 매우 중요한 결정요인으로 작용할 가능성이 높다.

시세와 실거래가가 일정한 관계를 가지더라도 시세가 실거래가를 반영하는 정도는 시세형성 시점과 실거래가간의 시차에 의해 영향을 받을 것으로 예상할 수 있다. 선행연구들의 결과나 통상적인 상호관계를 고려할 때, 양 가격간의 시차가 벌어질수록 시세형성에 있어 실거래가의 영향력은 감소할 가능성이 있다. 물론 반대의 경우도 예상할 수 있다. 같은 맥락에서 동일한 지역이라 할지라도 실거래가가 시세를 결정하는 것인지 아니면 시세가 실거래가에 영향을 받는 것인지는 해당시점의 시장상황에 따라 다를 수 있다.

실거래량도 중요한 요인일 수 있다. 해당 지역 혹은 단지의 거래건수가 많을수록 시세에 실거래가가 더 잘 반영될 가능성이 있다. 반면 실거래가가 많지 않다면 시세는 전기의 시세와 경기변동 및 지역특성 등과 같이 기존 가격상황을 오히려 더 많이 반영하여 조정될 것이다. 한편, 실거래가 잘 이루어지지 않는 지역에서는 공인중개사나 감정평가사 등이 나름대로 평가한 시세가 실제 거래 시 기준으로 작용할 수 있다. 그러므로, 거래가 드문 지역일수록 시세가 실거래가격에 영향을 미칠 수 있는 구조가 된다. 따라서 실거래가와 시세의 관계는 거래량과도 관련이 높을 것으로 예상된다.

본 연구의 목적은 실거래가 변화와 거래량 변화가 시세에 어떻게 반영되는지를 밝히고자 하는 것이다. 우선, 시세형성에 있어 실거래가의 영향력과 전기의 시세의 영향력의 상대적 크기를 분석하여 시세의 실거래가 반영률을 측정해본다. 다음으로 실거래가와 시세 사이에 존재하는 가격 차이와 실거래량이 실거래가의 시세반영강도와 속도에 어느 정도 영향을 주는지 분석한다. 결론적으로 실거래가가 시세형성에 미치는 영향의 구조를 밝힘으로써 향후 시세와 실거래가를 이용한 주택시장 판단의 정확성을 제고하는 데에 본 연구의 궁극적인 목적이 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 시세와 실거래가간의 관계에 관한 국내외 선행연구 검토 및 실증분석을 위한 모형을 도출한다. 3장에서는 실거래가와 시세 및 거래량간의 관계에 대한 실증분석결과를 설명하고, 4장에서 주요 결과와 시사점을 정리한다.

## II. 선행연구 및 분석모형

### 1. 선행 연구

우리나라 주택시장에 있어서 시세와 실거래가에 대한 연구는 2000년대 중반에야 비로소 이루어지기 시작하였는데, 가장 큰 원인은 그동안 시장변화를 판단하는 근거로 시세를 주로 사용하여 왔고 실거래가가 민간에 의해서 수집된 것도 2004년부터이며 국토해양부의 아파트 실거래가 공개는 2006년부터 이루어졌기 때문이다.

실거래가와 시세간의 관계에 대한 초기의 연구는 이창무·김진유·이상영(2005)에 의해 이루어졌는데,

부동산114에서 조사한 실거래가와 시세를 이용하여 반복매매지수를 작성한 후 이들을 비교하였다. 그들은 실거래가가 시세에 선행할 가능성이 높음을 주장하면서 시세는 실거래가의 움직임을 보고 조정되는 속성을 보인다고 하였다. 최성호·이창무·이정수(2007)는 동일한 자료에 시계열을 추가하여 분석한 결과 시세와 실거래가의 공적분관계가 통계적으로도 유의하게 나타난다는 점을 확인함으로써 시세와 실거래가가 중장기적으로 일정한 관계를 가지고 있다는 점을 확인하였다.

이후 이용만·이상한(2008)의 연구에서는 장기 시계열을 이용하여 실거래가의 선행성과 시세의 평활화 현상을 확인하였다. 국민은행지수와 이창무·배익민(2008)이 작성한 실거래가지수를 이용하여 분석한 결과, 국민은행지수 증감의 2.07배 내지 2.86배정도가 되어야 진정한 시장가치에 의한 지수변동을 구할 수 있다는 결론을 얻었다. 또한, 이 방법으로 구한 진정한 시장가치지수와 국민은행지수를 비교한 결과 진정한 지수가 2008년 4월을 정점으로 하락하고 있음에도 불구하고, 국민은행지수는 7월까지도 하락하지 않는 등, 실거래가의 변동이 시세의 변동을 3-4개월 앞서고 있음을 보여주었다.

최근 이창무·김중현·김형태(2009)의 연구에서는 시세대비 실거래가 비율을 종속변수로 하여 양가격간 차이의 요인을 분석하였는데, 가격 급등기에는 시세대비 실거래가가 1보다 높고, 가격 하락기에는 1보다 낮다는 결과를 보고하였다. 즉, 시장의 변화 방향에 따라 실거래가와 시세간의 관계가 역전된다는 의미이며, 앞의 두 논문의 결과와 연결하여 해석하면, 실거래가는 등락폭이 큰 반면 시세는 평활화 되어 변동률이 실제보다

적게 나타난다는 것을 재확인하는 연구로 볼 수 있다. 보다 중요한 결과는 시세와 실거래가간의 차이를 개별 호가 가지고 있는 특성(층요인, 소음, 조망, 일조권, 개방감 등)의 차이로 설명하고 있어 시세가 실거래가의 평균의 의미를 가지고 있을 것이란 가정이 전제되어 있다. 즉, 시세는 단지별 평형별 1개가 표시되지만 실거래가는 개별 호마다 결정되므로 기본적으로 시세가 이러한 개별호의 실거래가의 평균을 의미한다고 본 것이다.

거래량과 가격간의 관계도 매우 중요한데, 해외에서는 오래전부터 실거래가격을 분석에 사용하였으므로 많은 연구들이 진행되어 왔다. Stein(1995)은 가격과 거래량의 관계를 자기자본 제약(equity constraints)의 관점에서 설명하였다. 대출을 많이 안고 주택을 산 거주자들은 가격이 많이 하락하면 이사의 필요성이 있어도 이사하지 않고 현재 주택에 거주하려 한다는 것이다. 예를 들어, 10만달러짜리 주택을 사면서 15%만 자기자본이었다면, 가격이 10%하락하여 9만달러가 되었을 때, 자기자본은 5000달러만 남게 된다. 만약 최소 10%의 자기자본이 있어야 새 주택을 구입하여 이사갈 수 있다고 할 때, 이 사람은 5만불짜리 이상의 주택으로는 이사를 갈 수 없으므로 현재 9만불짜리 주택에 거주하는 것이 유리하고 이에 따라 이사를 가려하지 않게 된다는 것이다. 즉, 가격이 하락하면 잠재적인 구매자(또는 이사희망자)의 자기자본이 감소하게 되고, 이에 따라 구매를 포기하거나 이연시키게 되며 이로 인해 거래량 감소가 나타나게 된다는 것이다.

한편, 일부 학자들은 자기자본제약과는 반대로

손실회피(loss aversion) 때문에 가격하락기에 거래량이 감소한다는 주장도 있다(Kahneman and Tversky, 1979). Genesove and Mayer(2001)는 보스톤의 아파트시장의 거래자료를 분석한 결과, 명목적인 시세차익을 경험한 쪽보다 명목적인 시세손실을 경험한 매도인들은 호가를 더 높게 부르고 더 오래 아파트를 보유하는 것으로 나타났다. 또한 자기자본 제약에 의해서는 매도인들 중 25%정도의 행태를 설명하지만, 75%는 손실회피에 의해 설명된다는 결론을 제시하고 있다. 그러나 Engelhardt(2003)는 구입초기의 LTV와 명목적인 시세차익 또는 손실의 관계를 분석해본 결과, 대출을 안고 주택을 구입한 대부분의 소유자들의 경우 시세손실이 이사확률을 감소시키는 비율이 일반적인 손실의 영향범위를 벗어나지 않는다는 것을 확인하였다. 즉, 자기자본 제약이 동반되지 않는 시세손실은 주택거래를 별로 위축시키지 않는다는 것이다.

우리나라에서는 허윤경 외(2008)와 방송희·이용만(2009)이 거래량과 가격간의 관계를 분석하였다. 허윤경 외(2008)는 실거래가격 발표 자료를 이용한 거래량)과 KB국민은행의 주택가격동향 지수를 이용하여 거래량과 가격간의 선행행 관계를 분석하였는데, 대체적으로 가격이 거래량에 선행함으로서 정보도착가설(sequential information arrival hypothesis)이 더 지지되는 것으로 해석하였다. 그러나 강남, 서초, 송파와 같은 이른바 버블세븐지역은 양방향의 관계가 관측됨으로서 다른 양상을 보였는데, 그는 이 지역들이 아파트비율이 높고 주택을 투자상품으로 보는 경향이 강한 지역적 특징이 있다는 논리로 차별화현상을

1) 실거래가격은 이상치를 제거하므로, 이들을 통해 계산한 거래량은 실제거래량에서 이상치거래량을 뺀 것으로서 매 시기마다 이상치의 비율이 달라질 것이므로 정확한 자료라 볼 수는 없다.



설명하고 있다. 아마도 이들 지역은 정보전달의 속도가 타지역에 비해 빨라서 가격과 거래량이 상호 영향을 주고받을 수 있는 여건이 형성되어 있기 때문으로 생각된다. 그러나 방송희·이용만(2009)은 KB지수가 실거래지수가 아니라는 점을 들어 허윤경 외(2008)의 연구가 오류를 내포할 가능성을 지적하면서 강남, 서초, 송파 등 소위 강남3구에 대해 실거래가 SPAR지수를 작성한 후 거래량과의 교차상관분석 및 그랜저인과관계 검정을 실시하였다. 그 결과, 3개 구 모두에서 거래량이 가격에 선행하는 결과를 얻었다. 그들은 또 KB지수와 거래량간의 관계도 분석하였는데, 강남구(양방향 인과)를 제외하고는 서초구와 송파구는 실거래가지수와 마찬가지로 거래량이 가격에 선행하였다. 해외연구나 허윤경 외(2008)의 연구는 자기자본제약 또는 손실회피, 정보도착가설 등의 이론적 근거를 토대로 가격의 변화가 거래량에 영향을 준다는 것인데 반해, 방송희·이용만(2009)은 거래량이 가격에 영향을 주고 있을 것이란 추정을 가능하게 한다.

시세와 실거래가간의 관계를 해석함에 있어 거래량은 매개변수로서 작용할 수 있다. 즉, 시세가 하락하면 손실회피를 위해 기존 소유자들이 매물을 거두어들임으로써 거래량은 감소할 가능성이 높다. 이와 같이 거래량이 감소하면 실제 거래사태가 감소하므로 진정한 시장가치가 어느 정도인지를 가늠하기 어렵게 되고, 소유자 중 급하게 매각하여 현금화해야 되는 사람들 위주로 매도자가 구성되게 된다. 따라서, 실거래가가 하락하는 현상이 발생하게 된다.

그러나 위의 시나리오는 반대방향으로도 해석이 가능하다. 시장에서 거래되는 몇 개의 실거래가가 하락하게 되면 이를 목격한 소유자들은 손

실회피를 위해 매물을 회수하게 되고 거래량이 감소하게 된다. 이 경우 소량의 저가 거래를 통해서 시세가 내려가지 않다가 거래량이 감소하는 현상을 통해 비로소 시세조정이 이루어지면서 시세하락이 실거래가에 후행하는 현상이 나타날 수도 있다.

요약하면, 선행연구에서는 시세와 실거래간의 선행관계 또는 거래량과 가격간의 선행관계를 밝히고자 노력하였으나 시세, 실거래가 및 거래량 등 3자간의 구조적인 관계를 밝히는 데에는 한계가 있다. 본 연구는 시세가 실거래가와 거래량에 의해 영향을 받는다는 것을 전제로 3자간의 구조적 관계를 실증분석을 통해 밝힘으로써 기존 연구의 한계를 극복하고자 한다.

## 2. 이론적 논의 및 분석모형

이용만·이상한(2008)은 시세의 평활화 현상을 연구하면서 실거래가에 시세가 영향을 받는 경우를 다양하게 분석한 바 있다. 이들은 부분조정모형을 이용하여 관측되지 않은 실거래가와 시세의 관계를 분석하고 있다. 시세와 실거래가의 관계에 부분조정 모형을 적용하면 시세는 식(1)과 같이 현시점의 시세를 전기의 시세와 현재의 실거래가를 반영한 가격으로 정의할 수 있다. 만약, 식 (1)에서 실거래가가 관측되지 않는 경우에는 오차항의 백색잡음 혹은 랜덤워크를 가정한 후 추정하여 계수값을 구하게 된다. 그러나 만약 실거래가를 확보할 수 있다면 직접적인 추정도 가능하다. 실거래가가 실제 관측되는 시장균형가격이라고 할 때, 시세의 변동은 실거래가와 시세의 차이와 해당 차이가 조정되는 속도  $\alpha$ 에 의해 결정된다. 동일주택에 대해 실거래가  $P_t^r$ , 시세

$P_t^s$ 라고 하면 식 (1)과 같이 나타난다.<sup>2)</sup>

$$P_t^s = \alpha P_t^r + (1 - \alpha)P_{t-1}^s \quad (1)$$

$$0 < \alpha \leq 1$$

식 (1)과 같은 부분조정모형은 회귀분석을 이용하여 직접적으로 추정할 수 있으나 이 경우에는 추정상의 문제가 존재한다. 우선 단위근(Unit root) 문제가 존재한다. 단위근이 존재하는 경우 일반적인 회귀모형을 이용하는 경우 가성회귀(Spurious regression) 문제가 발생되므로 추정치를 통계적으로 믿을 수 없게 된다. 또 다른 문제는 개별 주택이 가지는 이분산성(Heteroskedasticity) 문제이다. Clayton et. al.(2001)의 경우 평가가격과 거래가격을 이용한 추정치의 비율을 이용하여 해당 문제들에 대응하고 있으며 본 연구 역시 시세와 실거래가의 비율을 분석에 사용하였다. 식 (2)는 이와 같은 방법으로 식(1)을 변형한 결과이다.<sup>3)</sup>

$$P_t^s / P_{t-1}^s = \alpha (P_t^r / P_{t-1}^s - 1) + 1 \quad (2)$$

한편 실거래가가 시세에 영향을 준다고 하더라도 다음과 같은 사항을 고려하여야 한다. 첫째, 실거래가는 단지별로 일정량이 관측되지 않는다.

즉, 어떤 단지의 경우 실거래가가 많이 관측되는데 비해 다른 어떤 단지는 실거래가 빈도가 아주 낮을 수 있다. 실거래 빈도가 높으면 시세 산정에 판단 기준이 되는 가격정보가 많아지므로 상대적으로 시세와 실거래가가 수렴할 가능성도 높아진다. 즉, 거래량 역시 시세와 실거래가 관계를 검토하는데 중요한 요인으로 볼 수 있다. 둘째, 시세와 실거래가간의 가격격차이다. 시세와 실거래가의 격차가 클수록 조정되는 속도의 차이가 발생할 수 있다. 결국 식 (1)에서 추정되는  $\alpha$ 는 실거래가의 빈도와 시세 대비 실거래가의 가격격차에 의해 영향을 받는다. 시점  $t$ 에서 빈도를  $N_t$ , 시세와 실거래가의 가격차  $D_t$ 로 두면 식 (3)과 같이 나타낼 수 있다.<sup>4)</sup>

$$\alpha_t = \gamma_0 + \gamma_1 D_{t-1} + \gamma_2 N_{t-1} \quad (3)$$

식 (3)과 식 (2)를 이용하고 상수항  $c$ 를 반영하면 식 (4)를 도출할 수 있다.<sup>5)</sup> 식 (4)는 실거래가가 시세에 영향을 준다고 할 때, 과거 실거래가가 시세에 어떤 구도를 가지고 영향을 주는지를 보여줄 수 있다. 본 연구에서는 서울시 전체 시장을 대상으로 시세와 실거래가의 부분조정모형을 추정한 후 이러한 관계가 아파트 규모별로 그리고 시점별로 차이를 보이는지를 검토하였다.

- 2) 물론 식 (1)에서 시세와 실거래가는 서로 자리를 바꿀수도 있다. 만약 시세가 실거래가에 의해서 조정되는 경향성보다 실거래가가 시세에 의해 조정되는 경향성이 더 강하다면 후자의 경우  $\alpha$  값이 더 크게 나타나야 한다.
- 3) 추세와 상수항이 존재하는 ADF 검증결과  $P_t^s / P_{t-1}^s$  와  $P_t^r / P_{t-1}^r$  모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하고 있다.
- 4) 해당 단지가 아닌 주변단지의 실거래가 역시 영향을 줄 수 있으나 본 연구에서는 고려하지 않았다.
- 5) 상수항의 경우 실증분석에서는 고정효과 패널모형을 이용하였으므로 실증분석의 상수항의 의미와 식 (4)의 상수항의 의미는 정확히 일치하지는 않는다.

$$\begin{aligned}
 P_t^s / P_{t-1}^s &= c + \gamma_0 (P_t^r / P_{t-1}^s - 1) \\
 &+ \gamma_1 D_{t-1} (P_t^r / P_{t-1}^s - 1) \\
 &+ \gamma_2 N_{t-1} (P_t^r / P_{t-1}^s - 1)
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

### III. 실증분석

#### 1. 자료 설명

본 연구의 실증분석은 개별 아파트 자료를 이용하여 이루어지고 있어 지수산정시 나타나는 문제로부터 보다 자유로울 수 있다.<sup>6)</sup> 분석에 사용된 자료는 부동산114의 서울시 시세자료와 국토해양부에서 홈페이지를 통해 공표하고 있는 실거래가로 2006년 1월부터 2011년 9월까지 총 69개 시점이다. 자료 구성에는 다음과 같은 사항을 고

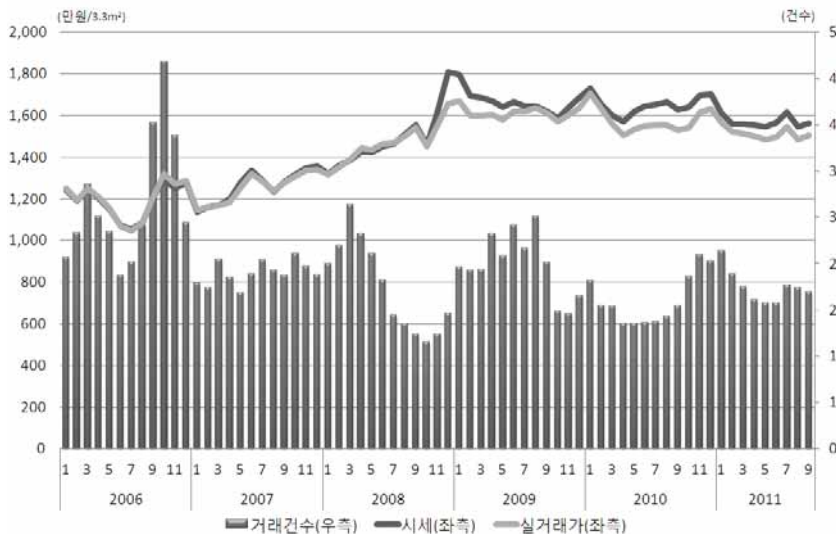
려하였다.

먼저 시세와 실거래가의 연결(matching)문제이다. 부동산114의 시세자료의 경우 단지내 대표평형을 기준으로 제공되고 있어 층 혹은 단지별로 세분화되어 제시되는 실거래가와와의 완벽한 1:1 연결은 불가능하다. 그러므로, 본 연구에서는 동일 단지내 동일 평형이면 동일 아파트의 시세와 실거래가로 간주하였다.

다음으로 시세가 수집되지 않거나 시세가 존재하나 실거래가가 관측되지 않은 경우가 있다. 따라서 분석자료에는 동일 아파트의 경우에도 시간적으로 연속적인 자료가 확보되지 못하는 경우가 존재한다. 실제분석은 시세와 실거래가가 동시에 관측되는 경우만을 대상으로 실시하였다. 즉, 시세는 관측되나 동일시점에 실거래가가 관측되지 않는 시점은 분석에 포함하지 않았다.

마지막으로 동일한 아파트에 대하여 특정시점

〈그림 1〉 시세 및 실거래가 추이 및 실거래량



6) Geltner(1998)는 개별 부동산의 평가가격이 실거래가격에 비해 변동성이 크더라도 지수의 경우에는 평가가격이 실거래가격보다 변동성이 낮을 수 있다고 주장하였다.

에 실거래가 여러 번 이루어진 경우가 존재한다. 이 경우에는 실거래가의 평균값을 대표 실거래가로 산정하였으며 거래량은 별도로 계산하여 분석에 활용하였다.

조건을 만족하는 시세와 실거래가를 연결한 결과 총 3,251개 아파트 단지에 대해 전 시점 동안 169,924개 관측치를 분석자료로 구축하였다. <그림 1>은 시점별 시세와 실거래가 평균값 추이와 거래 빈도이다. 2008년 상반기까지는 시세와 실거래가가 서로 유사한 수준을 보였던 반면 2008년 하반기부터는 시세가 실거래가 보다 지속적으로 높은 수준을 보이고 있는 것으로 나타

나고 있다. 2008년 하반기부터는 아파트 매매시장이 침체상황을 겪고 있는 상황으로 호가에 가까운 시세가 실거래가보다 지속적으로 나타나고 있는 것으로 판단된다. 특히 주목할 만한 점은 2008년 7월 이후 거래량이 급감하면서 1-2개월의 시차를 두고 시세와 실거래가 간의 격차가 뚜렷하게 증가하였으며, 2009년 들어 거래량이 회복되면서부터는 또다시 2-3개월의 시차를 두고 가격격차가 감소하였다는 것이다. 그러므로 <그림 1>은 일정시점 이전의 거래량이 시세와 실거래가 사이의 격차에 유의한 영향을 주었을 가능성을 강하게 시사하고 있다.

<표 1> 기초 통계량

구분		평균	최소값	최대값	표준편차	관측수
시세 (만원/3.3㎡,SP)	전체	1,446	328	8,750	799	169,924
	2006.1 ~ 2008.8	1,280	328	8,472	757	89,862
	2008.9 ~ 2011.9	1,633	467	8,750	804	80,062
	66㎡ 미만	1,573	368	8,750	1,337	17,019
	66 ~ 99㎡	1,237	328	6,800	579	63,267
	99 ~ 132㎡	1,456	371	6,766	666	65,516
	132㎡ 이상	1,880	438	7,192	916	24,122
실거래가 (만원/3.3㎡,RP)	전체	1,420	331	8,889	786	169,924
	2006.1 ~ 2008.8	1,280	331	8,428	755	89,862
	2008.9 ~ 2011.9	1,577	333	8,889	790	80,062
	66㎡ 미만	1,556	342	8,889	1,315	17,019
	66 ~ 99㎡	1,227	331	6,782	574	63,267
	99 ~ 132㎡	1,424	333	6,719	659	65,516
	132㎡ 이상	1,822	400	7,808	900	24,122
거래량 (건수,RPN)	전체	2	1	75	2	169,924
	2006.1 ~ 2008.8	2	1	63	3	89,862
	2008.9 ~ 2011.9	2	1	75	2	80,062
	66㎡ 미만	3	1	48	3	17,019
	66 ~ 99㎡	2	1	75	2	63,267
	99 ~ 132㎡	2	1	51	2	65,516
	132㎡ 이상	2	1	21	1	24,122

<표 1>은 본 연구에 사용된 자료의 기초통계량이며 추정시에는 개별단지의 시세와 실거래가 비율 및 거래량의 자연로그값을 사용하였다. 기초통계량을 보면 대체로 시세가 실거래가보다 더 높은 평균값을 보이고 있다. 다만, 시기별로는 2008년 8월 이전에 규모별로는 중형(66-99㎡)의 경우 시세가 실거래가보다 낮은 현상이 나타났다. 이는 거래량과 깊은 관계가 있을 것으로 보이는데, 주택시장 침체 이전이어서 거래가 활발했던 시기에는 시세가 실거래가보다 낮고, 주택 규모 중 거래가 가장 활발한 중형주택의 시세가 실거래가보다 낮다는 사실에서 유추할 수 있다. 즉, 주택시장의 하방경직성과 시세의 평활화 현상을 고려할 때, 거래가 활발한 정상시장 또는 거래가 많은 주도적인 규모의 주택시장에서는 시세보다 실거래가가 높은 경향을 보이고 있는 것으로 이해할 수 있다. 이러한 결과는 이창무·김진유·이상영(2005)의 연구에서의 시세와 실거래간의 관계와도 일맥상통한다.

시세의 경우 시기별로 보면 금융위기로 인해 주택시장 침체가 2008년 8월 이전보다 이후 기간이 더 높게 나타나고 있다. 이는 일부 대형평형의 주택가격이 하락하기는 하였으나 실제 거래된 아파트의 경우에는 가격이 꾸준히 상승하고 있기 때문으로 판단된다. 규모별로는 대형이 가장 높게 그리고 66㎡미만의 소형이 높게 나타나고 있다. 거래 빈도를 보면 전체 기간 동안 거래가 되는 월에는 평균 2건의 거래가 이루어져 왔으며 규모별로는 소형이 상대적으로 거래건수가 많은 것으로 나타나고 있다.

## 2. 실증 분석

본 연구의 실증분석은 크게 2단계로 구분된다. 첫째, 기존문헌에서 다루고 있었던 시세와 실거래가의 평활화 정도에 관한 분석이다. 식(2)의 종속변수로 시세를 사용하는 경우  $\alpha$ 값은 시세가 결정되는 과정에서 실거래가의 역할을 보여준다. 분석결과는 개별 실거래가를 사용하는 경우에도 시세의 평활화 현상이 나타나는지를 보여줄 것이다. 둘째, 실거래가가 시세에 영향을 주는 과정을 식 (4)를 이용하여 분석하였다. 해당 과정은 실거래가가 시세에 영향을 주는 과정에 대해 가격격차와 거래량이 어떠한 역할을 하는지에 대하여 보다 상세한 정보를 줄 수 있을 것으로 기대된다.

실증분석을 위해서는 시차구조를 포함한 모형이 필요하다. 자료에 시차구조를 포함한 자기회귀모형(Autoregressive model)을 추정하는 경우 다항시차분포모형(Polynomial Distributed lag Model), Koyck모형 그리고 부분조정모형(Partial Adjustment Model) 등이 사용될 수 있다. 이중 부분조정모형은 OLS(Ordinary Least Square Model)가 적용가능하다(Gujarati and Porter, 2009). 이에 본 연구에서는 OLS로 추정하였다.

분석자료는 동일시점에 여러개의 아파트 단지를 동시에 고려하고 있는 상황이므로 패널자료로 구성된다. 패널모형의 경우 추정시 고정효과(fixed effect)와 확률효과(random effect)를 고려하여야 한다. 본 연구에서는 시차에 따른 효과는 부분조정모형으로 검토하고 있어 분석모형상에 고려되고 있으나 개별 아파트 단지간 차이는 명시적으로 고려하고 있지 않다. 그러나 분석에 사용된 다양한 유형의 아파트는 공간적 차이 혹은 개별 속성의 차이 등 시간 변화에 다소 무관한

요인으로 인한 차이를 가지고 있다. 실증분석에서는 이와 같은 요인을 고려하여 개별 단지간 횡단면 차이를 고정효과로 처리하였다.7)

다음 <표 2>는 시세와 실거래가의 부분조정 모형 추정 결과로 종속변수로 시세의 시차비율을 선택한 경우이다. 추정 결과를 보면 자기상관 여부를 나타내는 DW 값(Durbin-Watson Statistics)은 1.746로 나타나 자기상관 문제는 심각하지 않는 것으로 나타났다. 식(2)에서 시세가 종속변수인 경우  $\alpha$ 값은 시세에 실거래가가 영향을 미치는 정도를 나타내며  $(1 - \alpha)$ 는 과거 시세값이 시세에 영향을 주는 정도를 나타낸다. 따라서  $\alpha$ 는 실거래가 반영률을,  $(1 - \alpha)$ 는 평활화 정도를 나타낸다고 할 수 있다. 분석결과를 보면 시세형성에 있어 실거래가의 반영률( $\alpha$ )은 0.192로 나타난다. 한편 평활화 정도를 나타내는  $(1 - \alpha)$ 의 값은 0.808로 나타난다. 이와 같은 분석결과는 시세의 평활화가 크게 나타난다는 선행연구(이용만·이상한 2008)와 일치하고 있다.

<표 2> 부분조정모형 추정결과

변수	계수값	P값
상수	1.012	0.000
RP/SP(-1)-1	0.192	0.000
Adj. $R^2$	0.215	
DW stat.	1.746	

본 연구의 주요 관심은 시세와 실거래가의 관계에서 실거래가가 시세에 어떤 방식으로 영향을

줄 것인지를 다. 실증분석은 식 (4)를 기준으로 실시하였으며 시세와 실거래가의 차이는 시세 대비 실거래가 비율(RP(-1)/SP(-1))로, 거래건수는 실거래 건수에 자연로그(ln(RPN(-1)))를 취해 사용하였다. 모형 1은 시세실거래가 비율만을 고려한 경우이며, 모형 2는 시세 대비 실거래가 비율과 거래건수를 동시에 고려한 것이다. 시세와 실거래가의 차이는 시세 대비 실거래가 비율을, 거래량에는 자연로그를 취한 후 분석을 실시하였다. 분석결과는 <표 3>에 정리되어 있다.

<표 3> 시세실거래가 비율과 거래량 효과

변수	모형 1		모형 2	
	계수값	P값	계수값	P값
상수	1.012	0.000	1.011	0.000
(RP/SP(-1)-1)	0.072	0.000	0.036	0.001
(RP/SP(-1)-1) *(RP(-1)/SP(-1))	0.118	0.000	0.087	0.000
(RP/SP(-1)-1) *ln(RPN(-1))			0.098	0.000
Adj. $R^2$	0.217		0.248	
DW stat	1.737		1.772	

분석결과를 모형 2를 기준으로 요약하면  $\hat{\alpha} = 0.036 + 0.087D_{t-1} + 0.098N_{t-1}$  이다. 시세형성에 있어 실거래가의 반영률(이후 조정속도)은 시세 대비 실거래가 비율이 클수록, 거래량이 많을수록 빨라지는 것으로 나타난다.8) 분석결과는 이전 시기에 시세가 시장 균형가격으로 볼 수 있는 실거래와 격차가 커져 있는 상황이라면 (평활화 현상이 존재하기는 하나) 시세가 실거래가에 근

7) 패널자료 회귀모형에 대한 자세한 내용은 Gujarati and Porter(2009)를 참조할 수 있다.

8) 시세 대비 실거래가 비율과 거래량이 시세에 미치는 영향력의 크기(조정속도)를 직접적으로 비교할 수는 없으나 전자가 차이의 비율을 후자가 자연로그를 취해 역시 비율개념으로 해석할 수 있다는 점을 고려하면 시세와 실거래가의 비율보다 거래량이 미치는 영향이 보다 크다고 해석할 수 있다.



거하여 지속적으로 격차를 조정해가는 기제가 존재한다는 것을 보여준다. 또한 이러한 조정과정은 시장 균형가격에 대한 정보인 거래량이 더 많을수록 더 빠르게 이루어진다는 점도 확인할 수 있다.9)

한편 시세는 중개업자들을 통해 수집되며 중개업자들은 매도자 입장을 일반적으로 더 반영할 가능성이 있다. 그러나 이 경우에도 분석결과는 시세가 실거래가에 의해 시차를 두고 지속적으로 조정이 이루어지는 것을 보여주고 있으므로 시세의 유용성 혹은 시장에서 수요자와 공급자간에 균형을 만들어가는 경향이 존재하는 것을 간접적으로 시사해준다. 결국 지엽적으로 매도자들의 담합이 존재하더라도 이러한 경향이 시장 전반적으로 미치는 영향은 크지 않은 것으로 판단된다.

<표 4>와 <표 5>은 각각 2008년 9월 전후를 나누어 추정한 결과와 아파트 규모별로 구분하여 추정한 결과이다. 2008년 9월 전후로 구분하여 추정한 결과, 두 기간에서 모두 시세 대비 실거래가 비율의 계수값이 거래량 계수값보다 작게 나타난다. 다시말해, 거래량 1%변화에 따른 시세 조정속도가 시세 대비 실거래가비율 1%변화에 따른 시세조정속도보다 크다는 것이다.

또 하나 중요한 것은 두 영향요인이 조정속도에 미치는 영향력은 금융위기 이후 감소한 것으로 나타났다. 즉, 금융위기 이후의 기간에는 그 이전에 비해 시세가 실거래가를 반영하는 비율이 현저히 떨어졌다는 것을 의미하며, 시세-실거래격차의 영향력은 통계적으로도 유의하지 않을 만큼 제대로 반영되지 못하고 있다는 점

<표 4> 시점별 시세-실거래가 비율과 거래량이 미치는 효과 추정결과(모형2기준)

변수	2006년1월 ~ 2008년 8월		2008년 9월 ~ 2011년 9월	
	계수값	P값	계수값	P값
상수	1,014	0,000	1,005	0,000
(RP/SP(-1)-1)	0,043	0,026	0,050	0,000
(RP/SP(-1)-1)*(RP(-1)/SP(-1))	0,089	0,000	0,023	0,117
(RP/SP(-1)-1)*ln((RPN(-1)))	0,112	0,000	0,037	0,000
Adj. $R^2$	0,244		0,131	
DW stat	1,846		2,174	

<표 5> 규모별 시세-실거래가 비율과 거래량이 미치는 효과 추정결과(모형2기준)

변수	66㎡ 미만		66 ~ 99㎡		99 ~ 132㎡		132㎡이상	
	계수값	P값	계수값	P값	계수값	P값	계수값	P값
상수	1,013	0,000	1,011	0,000	1,011	0,000	1,013	0,000
(RP/SP(-1)-1)	0,260	0,000	0,061	0,002	-0,055	0,002	-0,076	0,024
(RP/SP(-1)-1)*(RP(-1)/SP(-1))	-0,090	0,000	0,061	0,002	0,168	0,000	0,206	0,000
(RP/SP(-1)-1)*ln((RPN(-1)))	0,104	0,000	0,100	0,000	0,085	0,000	0,074	0,000
Adj. $R^2$	0,320		0,247		0,223		0,251	
DW stat	1,693		1,733		1,743		2,094	

9) 물론 시세와 실거래가의 차이가 조정되는 경우는 실거래가의 상승 혹은 하락으로도 나타날 수 있다.

이다. 이런 결과는 시세의 하방경직성과 평활화 현상에 기인한 것으로 추론할 수 있는데, <그림 1>에서 보았듯이, 금융위기 이후 시세의 하락폭은 실거래가의 하락폭보다 작게 나타나고 있다는 점이다. 이런 측면에서 주택시장 침체기에는 거래량이 시세형성에 있어 주도적인 역할을 하고 있다는 해석도 가능하다.

한편, 시세 대비 실거래가 비율 및 거래량이 조정속도에 미치는 영향은 규모가 커질수록 증가하는 것으로 나타나고 있다. 규모별로 보면 66㎡ 미만 주택의 경우 조정속도가 감소하는 것으로 나타났다. 반면 66㎡ 이상 아파트에서는 규모가 커질수록 시세 대비 실거래가 비율이 커질수록 조정속도가 커지는 것으로 나타난다.

그러나 이와 상반되게 거래량이 시세조정속도에 미치는 영향력은 규모가 작을수록 더 커지는 것으로 나타나고 있다. 즉, 규모가 작아질수록 실거래가에 대한 시세의 조정은 거래량이 더욱 크게 영향을 미치는 반면 규모가 커질수록 거래량보다는 시세와 실거래가의 가격 차이가 더 크게 영향을 주는 것으로 나타난다.

이러한 현상은 주택규모가 커질수록 거래빈도가 낮으므로 시세-실거래가 격차가 시세조정에서 있어 거래량보다 더 중요한 요소로 작용하고, 반대로 소형주택일수록 거래빈도가 높아 시세-실거래가의 격차가 상대적으로 빨리 해소되므로 거래량이 더 중요하게 작용하는 데에 기인하는 것으로 풀이된다.

#### IV. 결론

본 연구는 그동안 주로 가격지수에 의한 시세

대비 실거래가의 관계분석에서 한걸음 더 나아가 개별아파트의 시세 대비 실거래가의 자료를 이용하고, 거래량-가격간의 관계분석이나 시세 대비 실거래가 분석을 통합하여 실거래가-거래량-시세 등 3개의 변수들간의 관계를 분석하였다.

국토해양부의 실거래가 자료가 공표된 2006년 1월부터 2011년 9월까지 총 69개 시점의 서울시의 단지별 평형별 시세, 실거래가, 거래량 자료를 연결하여 시세형성에 있어 실거래가와 격차나 거래량이 어떠한 영향을 미치는지를 부분조정모형을 도입하여 분석하였으며, 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 시세는 실거래가에 의해 조정되며, 그 속도는 시세와 실거래가간의 가격 차이와 실거래량에 따라 다르다. 이전시점의 시세 대비 실거래가 비율과 거래량이 현재 시점의 시세가 이전시점의 시세에 비해 달라지는 조정속도에 유의한 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 보면, 전체기간에 대한 분석결과 시세 대비 실거래가 비율이 1% 증가할 때, 전기대비 현재시세의 비율(시세조정속도)은 0.192% 증가하는 것으로 나타났다. 또한 전기의 시세 대비 실거래가 비율이 1% 증가하면 시세조정속도가 0.087%(모형 2) 증가하고, 거래량이 1% 증가하면 0.098%(모형 2) 증가하는 것으로 나타났다.

둘째, 실거래가가 시세에 미치는 영향력은 시장상황과 주택규모별로 차이가 있다. 2008년 8월(세계금융위기)을 기준으로 상승기와 안정하락기로 구분하였을 때, 상승기에는 시세 대비 실거래가비율과 거래량의 영향력이 유의하고 계수도 큰 반면, 하락기에는 시세 대비 실거래가비율의 영향력은 통계적으로 유의하지 않고 거래량의 영향력도 감소하는 것으로 나타났다. 즉, 시장 침체기

에는 시세와 실거래가 가격격차나 거래량이 시세에 반영되는 속도가 현저히 하락함을 알 수 있다. 즉, 시장침체기에는 시세가 실거래가를 반영하는 속도나 비율이 낮아짐을 의미하며, 시장판단에 있어 시세의 실거래가 반영률이 떨어짐을 시사한다.

셋째, 시세의 평활화 현상은 여전히 존재한다. 기존에 지수(Indexes)를 사용한 분석에서 제시되었던 시세의 평활화 현상이 본 연구에서 개별 자료를 사용하고 실거래가를 직접 대입한 상황에서도 일관되게 유지되고 있다는 점이다. 이와 같은 분석결과는 기존 연구의 결과를 지지한다는 점에서 의미를 가지고 있다.

이상의 결과는 몇 가지 주택정책적 시사점을 제공한다. 우선, 시세를 이용하여 시장을 분석할 때는 실거래가와 가격격차 및 거래량과 연동하여 해석할 필요가 있다는 점이다. 시세가 실거래가에 비해 2개월가량 먼저 공표되는 우리나라 현실에서 시세는 속도성 측면에서 여전히 중요한 시장판단 정보이다. 그러나, 최근 몇 년과 같이 시장이 침체되어 거래량이 감소하거나 시세와 실거래가의 격차가 커지면 시세의 실거래가 반영정도가 상당부분 하락하므로 해석에 좀 더 주의를 기울일 필요가 있다.

둘째, 실거래가 및 거래량에 대한 시세조정비율은 비탄력적이며 특히 거래량 감소시기에는 정보부족에 따른 실거래가 반영률이 더욱 감소할 가능성이 있다. 따라서 시세형성에 있어 실거래가 반영률을 높이려는 정책적 노력이 필요하다. 시세는 본질적으로 중개업자와 부동산정보업체의 판단이 개입할 여지가 크고, 시세보다 속도성이 높아 정책결정에 중요한 영향을 줄 수 있다. 그러므로 시세의 변화가 실거래가의 변화를 최대한

반영하도록 하는 것은 정책판단 근거의 신뢰도를 향상시킬 것이며, 그만큼 높은 정책효과도 기대할 수 있다. 따라서, 시세와 실거래가의 격차를 줄이고 시세의 실거래가 반영비율을 높일 수 있도록 실거래가 신고기일을 단축하는 방안을 적극 검토할 필요가 있다. 우리나라와 같이 변화속도가 빠른 시장에서 60일은 상대적으로 길다. 적어도 30일 내에 신고할 수 있는 제도적 변화가 필요하다.

본 연구가 소귀의 결과를 보여주었음에도 불구하고 향후 연구를 통해 많은 보완이 필요하다. 우선 분석모형상에 주변지역 실거래가를 반영하지 못한점. 보다 다양한 조정속도에 대한 영향요인을 반영하지 못하였다는 점, 그리고 시간변화에 따른 조정속도의 변화의 파악 등이 한계로 존재한다. 또한 서울만을 대상으로 하였으므로 지역별로 매우 다른 하위시장을 형성하고 있는 주택시장의 특성 상 수도권 전체나 지방 주택시장에 대해 일반화하기에는 무리가 있다.

논문접수일 : 2012년 3월 12일

논문심사일 : 2012년 3월 20일

게재확정일 : 2012년 4월 23일

## 참고문헌

1. 방송희 · 이용만, “실거래가격자료를 이용한 주택거래량과 가격간의 관계”, 한국부동산분석학회 2009년 추계학술대회, 서울시립대학교, 2009
2. 이용만 · 이상한, “국민은행 주택가격지수의 평활화 현상에 관한 연구”, 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회 2008, pp. 27-47
3. 이창무 · 김진유 · 이상영, “공동주택 실거래가 지수 산정에 관한 연구”, 「국토계획」 제40권 제4호, 대한국토도시계획학회, 2005, pp. 121-134
4. 이창무 · 배익민, “시세가격을 활용한 아파트 실거래가 반복매매지수 산정”, 「부동산학연구」 제14집 제2호, 한국부동산분석학회, 2008, pp. 21-37.
5. 이창무 · 김중현 · 김형태, “시세 대비 실거래가를 활용한 아파트 호별 세부특성가격 추정”, 「국토계획」 제44권 제4호, 대한국토도시계획학회, 2009, pp. 67-77
6. 최성호 · 이창무 · 이정수, “서울시 재건축아파트와 신축아파트 가격의 상호관계에 관한 연구”, 「국토연구」 제53권, 국토연구원, 2007, pp. 187-202
7. 허윤경 · 장경석 · 김성진 · 김형민, “주택거래량과 가격간의 그랜저 인과관계 분석: 서울아파트 시장을 중심으로”, 「주택연구」 제16권 제4호, 한국주택학회, 2008, pp. 49-70
8. Clayton, J., David Geltner, and Stanley W. Hamilton, “Smoothing in Commercial Property Valuations: Evidence from Individual Appraisals”, *Real Estate Economics*, Vol. 29 No. 3, 2001, pp. 337-360
9. Engelhardt, G. V., “Nominal loss aversion, housing equity constraints and household mobility: evidence from the United States”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 116 No. 4, 2003, pp. 171-195
10. Geltner, D M., "Appraisal Smoothing: The Other Side of the Story - A Comment", Financial Economics Network. www.ssrn.com. Working Paper, Department of Finance, University of Cincinnati, 1998
11. Genesove, David & Christopher Mayer, “Loss Aversion And Seller Behavior: Evidence From The Housing Market,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116 No. 4, 2001, pp. 1233-1260
12. Damodar N. Gujarati, Dawn C. Porter , “Basic Econometrics 5th ed.”, New Yrok :McGraw-Hill., 2009
13. Genesove, David & Christopher Mayer, “Loss Aversion And Seller Behavior: Evidence From The Housing Market,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116 No. 4, 2001, pp. 1233-1260
14. Kahneman, D., & Tversky, A., "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk". *Econometrica*, Vol. 47, 1979, pp. 313-327
15. Stein, Jeremy C., “Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects Author(s)”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 No. 2, 1995, pp. 379-406